联合行动情境对个体时间知觉的影响机制

汪俊 1 郑峥 1

1 浙江师范大学心理学院，浙江，金华，321003

通讯作者 E-mail: jun.wang@zjnu.edu.cn

摘要：以往研究大多从个体水平上探究时间知觉偏差来源，但鲜有研究关注社会情境下的时间知觉偏差机制。本文结合联合行动和时间二分任务范式, 系统探讨了联合行动情境对个体时间知觉的影响机制。实验一发现，相对于单人情境，联合情境下个体的主观相等点显著偏移并且时间知觉敏感性显著下降。实验二通过操纵信念来激发共同表征，同时通过同伴不在场削弱社会抑制强度。结果显示, 相较于单人情境，个体表现出和联合情境类似的主观相等点偏移，但时间知觉敏感性无显著变化。实验三中通过操纵同伴的任务目标为非时间估计任务来削弱共同表征的影响，同时通过操纵同伴在场激发社会抑制。结果显示，相较于单人情境，个体的时间知觉敏感性显著下降，但主观相等点则无显著偏移。上述研究结果表明，联合行动情境中个体通过共同表征机制表征了同伴的任务信息，使得时间估计发生了偏移；同时由于他人在场竞争了注意资源，降低了联合行动情境中个体的时间知觉敏感性。

关键词：时间知觉，联合行动，共同表征，社会抑制

1 前言

时间知觉是个体感知外部世界并有效适应外界环境变化的重要能力之一 (Chambon et al., 2008; Schirmer et al., 2016)。在日常生活中, 我们经常需要准确地感知和估计事件的持续时间。例如, 跳水运动员在起跳后需要准确地估计和分配时间, 以确定身体何时打开, 从而确保完成技术动作并垂直入水。然而, 事实上, 个体的时间估计并不像钟表一样准确, 往往存在主观偏差。因此, 探究时间估计偏差的来源, 提高时间估计的准确性对日常生活具有重要意义, 也一直是国内外心理学领域关注的研究主题(李宝林 & 黄希庭, 2018；Li et al., 2017；Shi et al., 2013)。

以往研究表明, 外界历史输入信息和自身内在注意资源是导致个体时间知觉偏差的两个重要因素。前者主要从贝叶斯理论角度出发, 提出先前输入信息从两个方面影响时间知觉(详见综述 Sadibolova & Terhune, 2022), 分别是中心化(Central Tendency Effect)和序列依赖(Sequential Dependence)效应。中心化效应指的是时间知觉估计会偏向于所有估计刺激分布区间的平均值(整体背景), 表现为高估短时距刺激或低估长时距刺激(Acerbi et al., 2012; Jazayeri & Shadlen, 2010)。例如, 在 Jazayeri 和 Shadlen (2010)的研究中, 被试需要在三种时距分布区间下复制刺激的持续时间。其中, 短时距分布区间为 494 ~ 847 ms, 中时距分布区间为 671 ~ 1023 ms, 长时距分布区间为 847 ~ 1200 ms。结果发现被试复制出的时间系统地偏向于刺激所在时距区间的平均值, 即中心化效应。同时, 中心化效应还表现出不对称性, 即个体估计长时距区间刺激相较于短时距区间表现出更大的中心化效应(Jazayeri & Shadlen, 2010)。另一方面, 序列依赖效应指的是个体对当前刺激的时间估计往往受到先前试次(尤其是前一个试次)时距的影响(局部背景)。例如, 前一个试次时距大于当前试次时距时, 被试更倾向于高估当前试次时距(Chen et al., 2023)。除了历史信息外, 个体自身认知状态, 如注意资源, 同样会影响时间估计的准确性。相较于单独完成时间估计任务, 同时完成时间估计任务和非时间估计任务会增加个体的估计误差；且随着非时间任务难度的增加或随着非时间任务表现越好, 时距估计会变得越不准确(Brown, 1985)。该结果表明在双任务条件下, 非时间估计任务会占用注意资源, 从而导致个体表现出较低的时间知觉敏感性, 增加时距估计的偏差。

上述研究大多从个体水平上探究时间知觉偏差来源, 但现实生活中我们往往需要在联合行动情境(Joint action)中对时间进行估计。还是以跳水为例, 双人跳水需要两名运动员同时精确地估计和分配时间, 任意一方的时间估计偏差都会影响同伴, 从而导致配合失败。尽管联合情境下的时间估计普遍存在, 但令人惊讶的是, 迄今为止关于时间知觉的实证研究绝大多数来自单人情境, 只有为数不多的研究探讨社会线索对时间知觉的影响, 如面孔表情(Ishikawa et al., 2016)、眼神注视方向(Burra & Kerzel, 2021)和身体动作(Nather et al., 2013)等。这些研究本质上属于单人情境的时间知觉, 并非真正意义上探讨真实联合行动场景中的时间知觉。联合行动指的是社会情境下个体协调自身与他人的行动以共同改变环境的过程, 是近年来认知科学领域的热点之一。在此视角下, 研究者们愈发关注联合行动情境下个体如何表征他人的任务、行动以及与自身的关系, 并以此调整自身行动的过程 (Sebanz et al., 2006; Sebanz & Knoblich, 2021)。

在联合行动中, 为了完成共同的任务目标(如合作), 个体会主动协调自身的任务表现来配合同伴的任务表现 (Vesper et al., 2017)。进一步研究发现, 在没有共享目标的联合行动中, 个体也会自发地以同伴视角编码同伴任务信息, 从而影响自身任务表现(宋晓蕾 等, 2020; Atmaca et al., 2011; 郭人豪 等, 2020; Zheng & Wang, 2023a)。这一发现最初来源于联合西蒙任务。在该任务中, 研究者将标准西蒙任务拆分成两个 Go/No-Go 任务由两个并排而坐的参与者共同完成。实验中, 每个被试要求只对自己的任务刺激按键反应, 忽略与自己任务无关的刺激。如左边被试看见绿色圆圈按左键, 右边被试看见红色圆圈按右键。结果发现了与标准西蒙任务类似的空间相容性效应(联合西蒙效应), 即刺激与反应空间位置一致时任务表现更好。而如果将两个被试分开, 分别独立地完成其中一个 Go/No-Go 任务时, 联合行动情境下观察到的联合西蒙效应会消失(Sebanz et al., 2003)。为了解释这一现象, 研究者们提出了共同表征假说, 即个体在编码自我任务信息的同时, 能以同伴的视角来编码同伴的任务信息(宋晓蕾, 董梅梅, 2023；徐胜,宋晓蕾, 2016)。在此基础上, 后续研究在不同范式上都验证了共同表征假说, 并指出表征到的同伴信息能够储存在工作记忆或长时记忆中, 影响随后自身任务表现, 如社会学习迁移任务(Milanese et al., 2010)、社会统计学习任务 (Zheng & Wang, 2023a)和联合整体编码任务 (Zheng & Wang, 2023b)等。在联合整体编码任务中, Zheng 和 Wang (2023b)设置了包含两个分布区间(即 0° 至 90°和 90°至 180°)的线条整体编码任务, 并要求被试在单人情境或联合情境下对单个分布区间内的线条集反应, 而忽略任务不相关的线条集。结果发现, 当与他人共同完成该任务(联合情境)时, 被试的整体编码结果偏向于其同

伴任务的分布区间, 如当同伴需要对角度更大的分布区间 (90°至 180°) 反应时, 个体更倾向于认为自身任务的线条朝向比真实线条朝向更大；而在独自完成任务时, 被试表现出无偏的整体编码反应。更重要的是, 该研究通过调节联合情境下被试间群际关系(即内群体或外群体)来操纵共同表征强度, 为联合情境中的共同表征机制提供了因果证据。同时有研究指出, 共同表征加工并不严格要求被试与其同伴在同一个空间下共同完成任务, 而是当仅仅被告知自己正与同伴在线共同完成任务时(信念), 被试就能够表现出相当的共同表征效应(Atmaca et al., 2011; Tsai et al., 2008)。进一步研究表明, 感知到的他人意图/任务目标调节能够调节共同表征效应。例如研究表明, 感知到同伴的意图会影响个体随后对其同伴动作的编码 (Hudson et al., 2016; Iacoboni et al., 2005)。当同伴任务刺激存在多个属性时(如颜色和形状), 个体仅能表征同伴任务中与同伴意图一致的刺激属性 (Zheng & Wang, 2023)。

虽然诸多研究表明共同表征是联合行动情境中影响个体任务表现的重要机制, 但是联合行动情境中(如联合西蒙任务)个体任务表现也可能会受到他人在场这一社会线索的影响, 表现出社会抑制效应(Oliva et al., 2017；Ferraro et al., 2011)。进一步研究通过不同任务(如联合 Stroop 任务 (Huguet et al., 1999)、联合视觉搜索任务 (Zang et al., 2022) 和联合记忆任务(张环 等人, 2020, 心理学报)等)指出他人在场会竞争有限的注意资源, 使得个体更难以投入注意资源到自身任务之中, 从而表现出较差的任务绩效 (详见综述 Mnif, Chikh, & Jarraya, 2022)。例如, Kourtis 等人(2014)通过比较不同情境中注意相关的偏侧化脑电成分探讨了联合情境中个体注意资源分配过程。实验包括三种情境： (1)个体独自完成单侧化动作(例如个体独自用右手举起玻璃杯并假装与同伴碰杯)；(2)个体独自完成双侧化动作(例如个体同时双手举起玻璃杯并假装与同伴碰杯)；(3)个体与其同伴相对而坐并共同完成单侧化的动作(例如每个人都需要同时用右手举起玻璃杯并与同伴碰杯)。结果发现, 相较于独自完成单侧化动作, 个体独自完成双侧化动作时并没有表现出明显的偏侧化脑电成分, 反映了个体同时将注意分配到双侧动作。更重要的是, 个体与他人共同完成单侧化动作时, 也没有表现出明显的偏侧化脑电成分, 表明他人在场也会竞争有限的注意资源,导致个体注意同时分配到自身和他人任务。

综上, 本研究结合时间二分任务和联合行动任务范式考察在个体时间知觉是否受联合行动情境的影响, 在此基础上进一步厘清共同表征和社会抑制这两种可能机制在其中的作用。时间二分任务中, 基于学习到的分类标准, 被试需要判断不同时距的测试刺激是属于“长”或“短”时距。实验一通过比较个体在独自(单人情境)或与他人共同完成(联合情境)时间二

分任务时的时间知觉加工差异, 来探究联合行动情境对个体时间估计的影响。在实验一的基础上, 实验二和实验三进一步通过设置信念情境和非目标情境来操纵共同表征和社会抑制的强度, 从而系统探究共同表征和社会抑制是否是联合行动情境影响个体时间估计的关键机制。具体而言, 在实验二信念情境中, 被试独自完成时间二分任务, 但被告知同伴在不同空间与其共同完成任务。通过上述操纵, 同伴不在场能有效削弱社会抑制效应, 但被试仍然通过信念表征其同伴任务信息(共同表征机制)。在实验三非目标情境中, 同一空间下, 被试需要完成时间二分任务, 而其同伴需要完成非时间估计任务(例如颜色识别)。和实验二相反的是, 同伴在场依然能够表现出社会抑制效应, 但由于任务不同, 共同表征到的非时间任务信息对被试的时间估计影响较小。基于此, 我们假设：实验一中, 被试在单人情境和联合情境下表现出显著的时间估计差异, 且该差异可能是由共同表征和社会抑制机制共同作用导致；实验二中, 被试在信念情境下的时间知觉更多是共同表征机制在起作用；而实验三中, 被试在非目标情境下的时间知觉更多是社会抑制机制在其作用。

2 实验一

2.2 方法

2.2.1 被试

本研究为 2 (背景：单人情境、联合情境) × 2(任务类型：长时距区间 、短时距区间) 被试间设计。考虑到以往未开展过相似研究, 因此我们选择相对保守的中等效应量(f = .25)用于样本量计算。结果显示, 为了达到 80%的统计功效, 0.05 的显著性水平, 本研究至少需要 128 名被试(Faul et al., 2007)。最终, 本研究共招募 XX 大学本科生或研究生共 128 名(平均年龄为 21.88 岁, *SD* = 2.23, 其中男性 27 名)。本研究得到 XX 大学伦理委员会审查通过。被试在实验前签署知情同意书, 实验结束后被给予一定的报酬。

2.2.2 实验材料

本研究选用橙色(RGB = 244, 164, 96)和绿色(RGB = 152, 251, 152)实心圆(半径约为 1.4°), 并通过 Matlab 生成。刺激呈现在灰色(127, 127, 127)的背景上。实验程序采用基于 Matlab 的 Psychophysics Toolbox 编制。设备采用 21 寸 LCD 显示器, 屏幕刷新率为 120 Hz。被试与屏幕之间的距离约为 60 cm。

2.2.3 实验程序

被试被随机分配到长时距区间组或短时距区间组内, 其中短时距区间组的刺激持续时间为 400 ms 或 1000 ms, 而长时距区间组的刺激持续时间为 1000 ms 或 1600 ms, 并且不同时距区间用黄色或绿色圆标识。同时, 被试还被随机分配到联合情境或单人情境内进行实验。

整个实验共包含两个阶段, 分别为学习阶段和正式实验阶段(见图 1)。在联合情境的学习阶段中, 两名被试同坐在一张长桌前, 相距大约 30 cm 左右。我们分别给两名被试讲述指导语, 并要求两人各自使用一台电脑独自完成练习阶段任务。上述操作既能使得联合情境中的被试能够清楚意识到同伴存在, 且相对独立地完成练习阶段任务。而在单人情景的学习阶段中, 仅有一名被试独自坐在电脑前完成练习阶段任务。不论在联合情境或单人情景中, 屏幕上都会呈现 1000 ms 的注视点, 接着呈现特定时距区间组的实心圆刺激, 例如向短时距区间组的被试呈现黄色圆, 且黄色圆的持续时间为 400 ms 或 1000 ms。实心圆消失后, 屏幕上接着呈现“请判断”的指示,被试需要判断实心圆的持续时间为“短”或“长”, 按“1”键或“3”键。待被试按键后或 2000ms 后呈现反馈界面并显示判断正误, 其中反馈的呈现时间为 1000 ms 至 1500 ms 内随机。为了保证形成时间估计标准, 被试需要达到以下条件才能

结束：(1)练习次数多于 10 次；(2)正确率在 90%及以上。

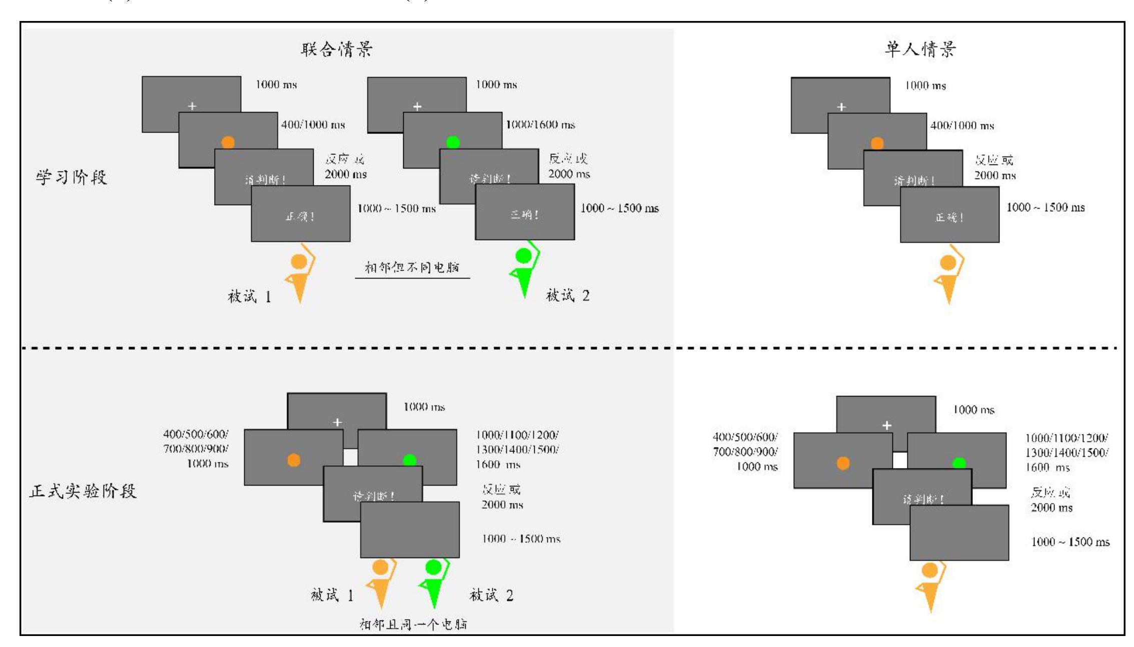


图 1 实验一流程示意图。左侧为联合情境, 右侧为单人情境；虚线以上为学习阶段, 虚线以下为正式实验阶段。

学习阶段结束后, 被试将进入正式实验阶段。联合情境下两名被试将相邻而坐, 使用同一台电脑共同完成实验任务；而单人情景下, 仅有一名被试坐在电脑屏幕前左侧或右侧, 独自完成实验任务。不论在联合情境或单人情景中, 屏幕上都会呈现 1000 ms 的注视点, 接着随机呈现不同持续时间的橙色实心圆(持续时间为 400 ms ~ 1000 ms, 步长为 100 ms, 共 7 水平)或绿色实心圆(持续时间为 1000 ms ~ 1600ms, 步长为 100 ms, 共 7 水平)。被试需要判断与自己学习阶段一致的实心圆的持续时间, 并根据学习阶段形成的标准判断该刺激的持续时间为“短”或“长”, 不属于自己任务的实心圆则不需要反应。被试反应后不再呈现反馈, 而是呈现 1000ms~1500ms 的随机试次间间隔。正式实验阶段包含少量的练习试次和 700 个正式实验试次。700 个正式实验试次由 2 时距区间刺激×7 刺激水平×50 试次构成, 分为 5 个 block。时距区间和任务情境的颜色映射在被试间平衡。

2.2.4 数据分析

组间水平分析(group-wise analysis)

参照前人研究(Zheng & Wang, 2023b), 我们首先进行组间水平分析来比较不同情境间的中心化偏差。具体来说我们先计算被试在每个测试水平下判断测试刺激为“长”的比例。接着, 采用基于最大似然估计的 Logistic 函数拟合每名被试的结果(Treutwein & Strasburger, 1999)：

$$Q(t) = Q_{inf}/(1 + \exp(-alpha*(t-t_{half})));$$

式中, Q_{inf}是指与时间 t 水平中最大的值(value as t → infinity), t_{half}是对称拐点(symmetric inflection point), alpha 是衰减常数(time decay constant)。

通过该拟合函数, 我们可以得到每名被试的主观相等点、最小可觉差和韦伯分数(见图 2A)。其中, 主观相等点为该拟合函数中 50%概率判断为“长”时所对应的持续时间, 反映了主观时间倾向。最小可觉差为 75%概率和 25%概率判断为“长”时间差的一半, 反映了时间知觉的绝对敏感性, 分数越低代表更高的知觉敏感性。韦伯分数则是最小可觉差和主观相等点的比值, 反映了时间知觉的相对敏感性(Vroomen & Keetels, 2010; 姚竹曦 等., 2015), 分数越低代表更高的时间知觉敏感性。本研究中,所有被试的拟合优度 (R^2) 都大于 0.9, 说明数据具有较高的稳定性。

试次水平分析(trial-wise analysis)

在组间水平分析的基础上, 为了进一步分析序列依赖效应, 我们使用了广义线性模型对被试的按键反应进行了试次水平的分析。首先, 我们将每个试次根据其先前试次类型编码为先前试次为自我和无关。接着, 我们以判断为“短”或“长”作为因变量, 并以测试刺激时距和先前试次类型作为自变量, 分别对先前试次为自我和无关条件试次建立 logistic 回归模型。最后, 为了与中心化偏离效应指标保持一致, 我们同样根据回归模型曲线得到每名被试的主观相等点、最小可觉差和韦伯分数。

零假设检验统计和贝叶斯统计都采用 JASP 软件分析(版本 0.10.0.0; The JASP Team, 2022)。其中, 假设检验中的事后比较 p 值采用 Tukey 法矫正, 贝叶斯因子计算采用 JASP 的默认先验分布。

2.3 结果

2.3.1 群组水平分析

主观相等点

对主观相等点进行 2 (背景：单人情境、联合情境) ×2 (任务类型：长时距区间、短时距区间) 方差分析(见图 2)。结果显示, 任务类型的主效应显著 ($F(1,124) = 1568.04$, $p < .001$, $\eta_p^2 = 0.93$, $BF_{inclusion}$ = 无穷大)。事后比较分析显示, 长时距区间条件的主观相等点显著大于短时距区间条件 (均值差 = 619.80 ms, 差异的 95% CI = [588.82 650.78], SE = 15.65 ms, t = 39.60, $p < .001$, Cohen’s d = 7.00)。背景的主效应边缘显著 ($F(1,124) = 3.58$, $p = .061$, η_p^2 =

0.03, $BF_{inclusion}$ =2.94)。背景与任务类型的交互作用显著 (F(1,124) = 6.65, p = .011, η_p^2 = 0.05, $BF_{inclusion}$ =7.93)。简单效应分析显示, 对长时距区间条件而言, 联合情境的主观相等点显著低于单人情境 (均值差 = 69.95 ms, 差异的 95% CI = [12.31 127.60], SE = 22.14 ms, t = 3.16, p = .011, Cohen's d = 0.79)；而对短时距区间条件而言, 联合情境与单人情境的主观相等点没有显著差异 (均值差 = 10.74 ms, 差异的 95% CI = [–68.39 46.90], SE = 22.14 ms, t = .49, p = .962, Cohen's d = 0.12)。

最小可觉差

对最小可觉差进行 2 (背景：单人情境、联合情境) ×2 (任务类型：长时距区间、短时距区间)方差分析。结果显示, 任务类型的主效应显著 (F(1,124) = 100.57, p < .001, η_p^2 = 0.45, $BF_{inclusion}$ = 无穷), 长时距区间条件的最小可觉差显著大于短时距区间条件 (均值差 = 53.85 ms, 差异的 95% CI = [43.22 64.48], SE = 5.37 ms, t = 10.03, p < .001, Cohen's d = 1.77)。背景的主效应显著 (F(1,124) = 7.73, p = .006, η_p^2 = 0.06, $BF_{inclusion}$ = 5.30), 联合情境下的最小可觉差显著大于单人情境(均值差 = 14.93 ms, 差异的 95% CI = [4.30 25.56], SE = 5.37 ms, t = 2.78, p = .006, Cohen's d = 0.49)。任务类型与背景的交互作用不显著 (F(1,124) = .88, p = .351, η_p^2 = .01, $BF_{inclusion}$ = 1.28)。

韦伯分数

对韦伯分数进行 2 (背景：单人情境、联合情境) ×2 (任务类型：长时距区间、短时距区间)方差分析。结果显示, 时距区间的主效应显著 (F(1,124) = 5.84, p = .017, η_p^2 = 0.05, $BF_{inclusion}$ = 2.32), 长时距区间条件的韦伯分数显著小于短时距区间条件 (均值差 = 0.013, 差异的 95% CI = [0.002 0.024], SE = 0.006, t = 2.42, p = .017, Cohen's d = 0.41)。任务情境的主效应显著(F(1,124) = 11.11, p = .001, η_p^2 = 0.08, $BF_{inclusion}$ = 20.96), 联合情境下的韦伯分数显著大于单人情境(均值差 = 0.019, 差异的 95% CI = [0.008 0.03], SE = 0.006, t = 3.33, p = .001, Cohen's d = 0.59)。任务类型与背景的交互作用不显著 (F(1,124) = 0.61, p = .436, η_p^2 = 0.01, $BF_{inclusion}$ = 0.93)。

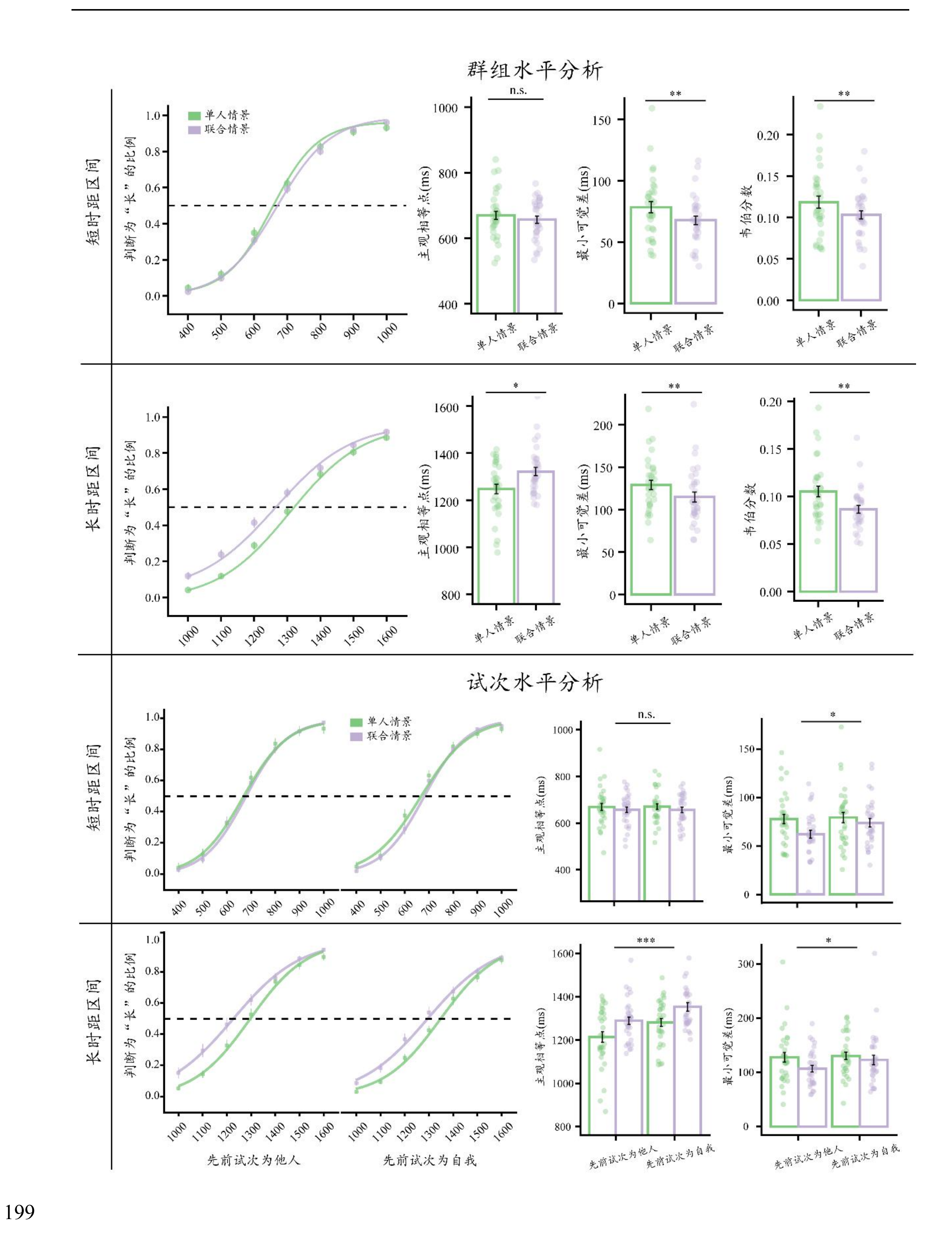


图 2 实验一中长、短时距区间条件下联合情境、单人情境的群组水平分析和试次水平分析结果。

2.3.2 试次水平分析

主观相等点

对主观相等点进行 2 (背景：单人情境、联合情境) ×2 (任务类型：长时距区间、短时

距区间) ×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析(见图 2)。结果显示, 任务类型的主效应显著 ($F(1,124) = 1536.42$, $p < .001$, $\eta_p^2 = 0.93$, $BF_{inclusion}$ = 无穷大)。事后比较分析显示, 长时距区间条件的主观相等点显著大于短时距区间条件 (均值差 = 620.78 ms, 差异的 95% CI = [589.44 652.78], SE = 15.83 ms, t = 39.20, $p < .001$, Cohen's d = 6.60)。先前试次类型的主效应显著 ($F(1,124) = 41.89$, $p < .001$, $\eta_p^2 = 0.25$, $BF_{inclusion} = 1.63\times10^{11}$)。事后比较分析显示, 先前试次为自我时的主观相等点显著低于先前试次为无关(均值差 = 32.96 ms, 差异的 95% CI = [22.88 43.04], SE = 5.09 ms, t = 6.47, p = .005, Cohen's d = 0.35)。背景的主效应边缘显著 ($F(1,124) = 3.66$, $p = .058$, $\eta_p^2 = 0.03$, $BF_{inclusion} = 3.57$)。更重要的是, 背景与任务类型的二阶交互作用($F(1,124) = 7.56$, $p = .007$, $\eta_p^2 = 0.06$, $BF_{inclusion} = 7.55$)。简单效应分析显示, 对长时距区间条件而言, 联合情境的主观相等点显著低于单人情境 (均值差 = 73.86 ms, 差异的 95% CI = [13.81 133.91], SE = 22.40 ms, t = 3.30, p = .007, Cohen's d = 0.79)；而对短时距区间条件而言, 联合情境与单人情境的主观相等点没有显著差异 (均值差 = 13.24 ms, 差异的 95% CI = [–73.29 46.82], SE = 22.40 ms, t = .59, p = .935, Cohen's d = 0.14)。同时, 先前试次类型与任务类型的二阶交互作用显著($F(1,124) = 41.55$, $p < .001$, $\eta_p^2 = 0.25$, $BF_{inclusion} = 5.80\times10^{6}$)。简单效应分析显示, 对长时距区间条件而言, 先前试次为自我时的主观相等点显著低于先前试次为无关(均值差 = 65.79 ms, 差异的 95% CI = [46.48 85.09], SE = 7.20 ms, t = 9.14, $p < .001$, Cohen's d = 0.70)；而对短时距区间条件而言, 先前试次为自我或无关时的主观相等点没有显著差异(均值差 = 0.13 ms, 差异的 95% CI = [-19.18 19.44], SE = 7.20 ms, t = 0.02, p = 1.000, Cohen's d < 0.01)。此外, 无其他显著交互作用($F < 0.05$, $p > .824$, $\eta_p^2 < 0.01$, $BF_{inclusion} < 0.46$)。

最小可觉差

对最小可觉差进行 2 (背景：单人情境、联合情境) ×2 (任务类型：长时距区间、短时距区间) ×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析。结果显示, 任务类型的主效应显著 ($F(1,124) = 95.29$, $p < .001$, $\eta_p^2 = 0.44$, , $BF_{inclusion} = 3.61\times10^{13}$), 长时距区间条件的最小可觉差显著大于短时距区间条件 (均值差 = 48.91 ms, 差异的 95% CI = [38.99 58.83], SE = 5.01 ms, t = 9.76, $p < .001$, Cohen's d = 1.37)。背景的主效应显著 ($F(1,124) = 6.08$, $p = .015$, $\eta_p^2 = 0.05$, $BF_{inclusion} = 1.45$), 联合情境下的最小可觉差显著大于单人情境(均值差 = 12.35 ms, 差异的 95% CI = [2.44 22.27], SE = 5.01 ms, t = 2.47, p = .015, Cohen's d = 0.35)。先前试次类型的主效应显著 ($F(1,124) = 4.22$, $p = .042$, $\eta_p^2 = 0.03$, $BF_{inclusion} = 0.65$)。事后比较分析显示, 先前试次为自我时的最小可觉差显著大于先前试次为无关(均值差 = 7.91 ms, 差异的 95% CI =

[0.29 15.53], SE = 3.85 ms, t = 2.06, p = .042, Cohen's d = 0.221)。此外, 无其他显著交互作用(F < 0.05, p > .824, $\eta_p^2 < 0.01$, $BF_{inclusion} < 0.46$)。

韦伯分数

对韦伯分数进行 2 (背景：单人情境、联合情境) ×2 (任务类型：长时距区间、短时距区间) ×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析。结果显示, 任务类型的主效应显著 (F(1,124) = 7.14, p = .009, $\eta_p^2 = 0.05$, $BF_{inclusion} = 2.36$), 长时距区间条件的韦伯分数显著小于短时距区间条件 (均值差 = 0.015 ms, 差异的 95% CI = [0.004 0.026], SE = 0.006 ms, t = 2.67, p = .009, Cohen's d = 0.39)。背景的主效应显著 (F(1,124) = 9.32, p = .003, $\eta_p^2 = 0.07$, $BF_{inclusion} = 6.56$), 联合情境下的最小可觉差显著大于单人情境(均值差 = 0.017 ms, 差异的 95% CI = [0.006 0.028], SE = 0.006 ms, t = 3.05, p = .003, Cohen's d = 0.45)。先前试次类型的主效应不显著 (F(1,124) = 1.79, p = .184, $\eta_p^2 = 0.01$, $BF_{inclusion} = 0.28$)。此外, 无其他显著交互作用(F < 3.49, p > .064, $\eta_p^2 < 0.03$, $BF_{inclusion} < 0.58$)。

3 实验二

实验一发现, 相较于单人情境, 联合情境中仅长时距区间组被试的主观相等点显著低于单人情境, 并且两组被试都表现出更低的时间知觉敏感性。为了进一步分析实验一中观察到的效应更多是由于共同表征或是社会抑制的影响, 我们在实验二中采用信念情境。在该情境中同伴不在场能有效削弱社会抑制效应, 但被试仍然通过信念表征其同伴任务信息(共同表征机制)。考虑到实验一中仅在长时距区间估计任务类型下观察到主观相等点的变化, 我们在实验二中仅要求被试完成长时距区间估计任务。

3.1 被试

为了与实验一长时距区间组被试数量一致,实验二新招募了 32 名被试参加实验(平均年龄为 21.58 岁, SD = 2.41, 其中男性 8 名), 其他与实验一一致。

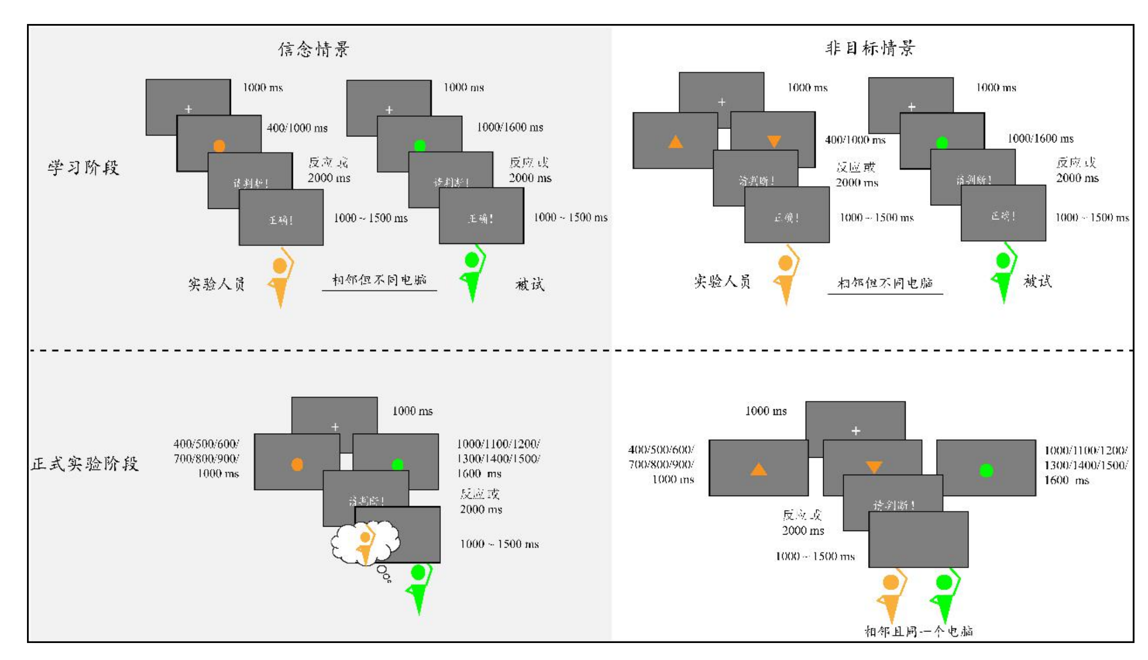


图 3 实验二和实验三的流程示意图。左侧为实验二的信念情境, 右侧为实验三的非目标情境；虚线以上为学习阶段, 虚线以下为正式实验阶段。

3.2 实验材料、程序和数据分析

实验仪器、程序和分析方法基本与实验一相同(见图 3),除了以下内容。

实验二中所有被试均被分配到长时距区间组。为了强化学习阶段中被试与同伴共同完成任务的信念, 并保证实验间操纵的一致性, 实验二中被试将与假被试相邻完成学习阶段任务。具体而言, 与实验一的联合情境相同, 被试先与一名假被试(性别与被试一致)同坐在一张长桌前, 相距大约 30cm 左右。我们分别给被试和假被试讲述指导语, 并要求两人各自使用一台电脑完成练习阶段任务。然后,主试向两人介绍双方在正式实验阶段的任务, 并假装随机地将被试分配为长时距区间条件。实验任务介绍后, 主试告知两人需要在不同的房间内完成实验, 并保证被试清楚地意识到同伴将在另一房间完成任务, 随后将假被试带离实验室, 并要求被试坐在电脑屏幕前左侧或右侧。数据分析中, 我们联合实验一中长时距区间组的被试数据进行跨实验间分析。

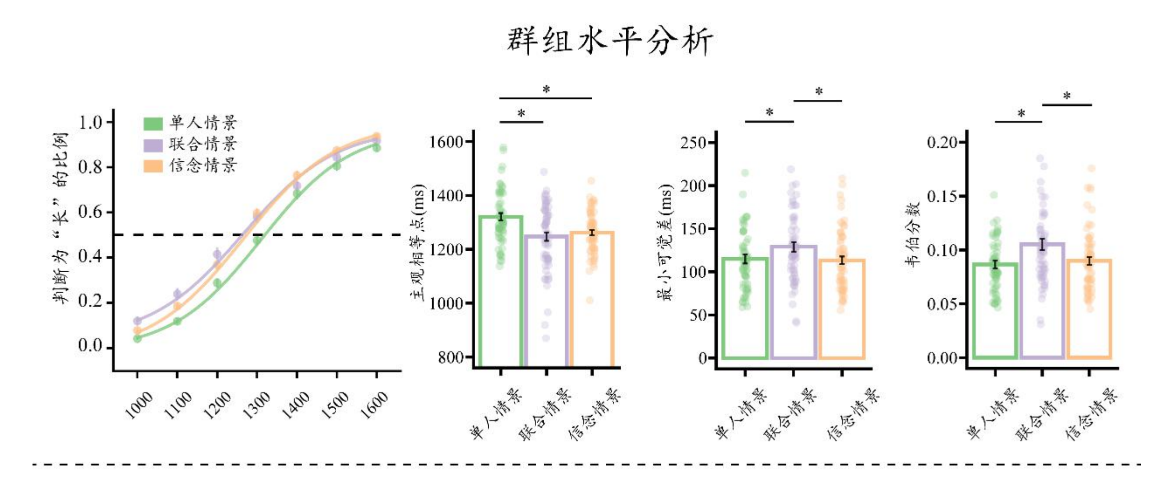
3.3. 结果

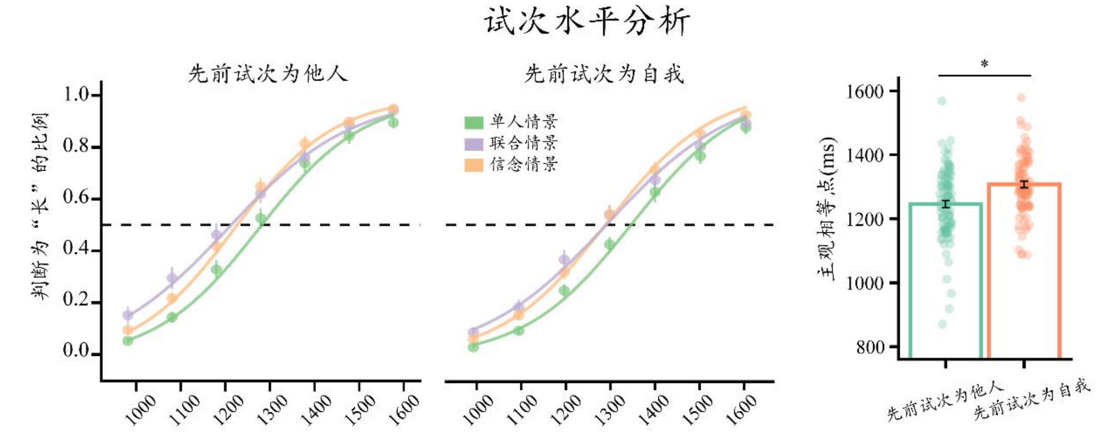
3.3.1 群组水平分析

主观相等点

对主观相等点进行 3(背景：单人情境、联合情境和信念情境)单因素方差分析(见图 4)。结果显示, 背景的主效应显著($F(2, 93) = 4.87$, $p = .010$, $\eta_p^2 = .10$, $BF_{inclusion} = 4.43$)。事后比较结果显示, 信念情境下被试的主观相等点显著低于单人情境(均值差 = 57.23 ms, 差异的

95% CI = [0.36 114.10], *SE* =23.88 ms, t = 2.40, p = .048, Cohen’s d = 0.60), 而信念情境下被试的主观相等点与联合情境没有显著差异(均值差 = 12.72 ms, 差异的 95% CI = [–69.59 44.14], *SE* = 23.85 ms, t = .53, p = .855, Cohen’s d = 0.13)。此外, 与实验一一致的是, 联合情境下被试的主观相等点显著低于单人情境(均值差 = 69.95 ms, 差异的 95% CI = [13.09 126.82], *SE* =





23.88 ms, t = 2.93, p = .012, Cohen’s d = 0.73)。

图 4 实验二中不同背景下的群组水平分析和试次水平分析结果

最小可觉差

对最小可觉差进行 3 (背景：单人情境、联合情境和信念情境) 单因素方差分析。结果显示, 背景的主效应显著 (F(2, 93) = 4.24, p = .017, η_p^2 = 0.08, $BF_{inclusion}$ = 2.71)。事后比较结果显示, 信念情境下被试的最小可觉差显著低于联合情境(均值差 = 23.44 ms, 差异的 95% CI = [2.76 44.12], *SE* =8.68 ms, t = 2.70, p = .022, Cohen’s d = 0.68), 而信念情境下被试的最小可觉差与单人情境没有显著差异 (均值差 = 3.49 ms, 差异的 95% CI = [–17.20 24.17], *SE* = 8.68 ms, t = 0.40, p = .915, Cohen’s d = 0.10)。此外, 与实验一一致的是, 联合情境下被试的最小可

觉差边缘显著高于单人情境 (均值差 = 19.95 ms, 差异的 95% CI = [0.73 40.64], *SE* =8.68 ms, $t = 2.30$, $p = .061$, Cohen's $d = 0.57$)。

韦伯分数

对韦伯分数进行 3(背景：单人情境、联合情境和信念情境)单因素方差分析。结果显示，背景的主效应显著 ($F(2, 93) = 7.15$, $p = .001$, $\eta_p^2 = 0.13$, $BF_{inclusion} = 25.54$)。事后比较结果显示,信念情境下被试的韦伯分数显著低于联合情境(均值差 = 0.02, 差异的 95% CI = [0.005 0.037], *SE* =0.007, $t = 3.10$, $p = .007$, Cohen's $d = 0.78$),而信念情境下被试的韦伯分数与单人情境没有显著差异(均值差 = .002, 差异的 95% CI = [–.018 .014], *SE* = .007, $t = .33$, $p = .943$, Cohen's $d = .08$)。此外, 与实验一一致的是, 联合情境下被试的韦伯分数显著高于单人情境(均值差 = .023, 差异的 95% CI = [0.007 0.039], *SE* =0.007, $t = 3.43$, $p = .003$, Cohen's $d = 0.86$)。

3.3.2 试次水平分析

主观相等点

对主观相等点进行 3(背景：单人情境、联合情境和信念情境) ×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析。结果显示, 背景的主效应显著($F(2, 93) = 5.18$, $p = .007$, $\eta_p^2 = .10$, $BF_{inclusion} = 4.72$)。事后比较结果显示, 信念情境下被试的主观相等点显著低于单人情境(均值差 = 59.08 ms, 差异的 95% CI = [-0.12 118.27], *SE* =24.28 ms, $t = 2.43$, $p = .044$, Cohen's $d = 0.58$), 而信念情境下被试的主观相等点与联合情境没有显著差异(均值差 = 14.78 ms, 差异的 95% CI = [–44.41 73.98], *SE* = 24.28 ms, $t = .61$, $p = .816$, Cohen's $d = 0.15$)。此外, 与实验一一致的是, 联合情境下被试的主观相等点显著低于单人情境(均值差 = 73.86 ms, 差异的 95% CI = [14.67 133.16], *SE* = 24.28 ms, $t = 3.04$, $p = .009$, Cohen's $d = 0.72$)。先前试次类型的主效应显著($F(1, 93) = 89.33$, $p < .001$, $\eta_p^2 = .49$, $BF_{inclusion} = 1.45 \times 10^{12}$)。事后比较结果显示, 先前试次为自我时的主观相等点显著大于先前试次为无关(均值差 = 61.20 ms, 差异的 95% CI = [48.34 74.06], *SE* = 6.48 ms, $t = 9.45$, $p < .001$, Cohen's $d = 0.60$)。然而, 先前试次类型与背景的交互作用不显著($F(2, 93) = 0.51$, $p = .600$, $\eta_p^2 = .10$, $BF_{inclusion} = 0.50$)。

最小可觉差

对最小可觉差进行 3(背景：单人情境、联合情境和信念情境) ×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析。结果显示无显著主效应或交互作用($F < 2.29$, $p > .107$, $\eta_p^2 < 0.05$, $BF_{inclusion} < 0.36$)。

韦伯分数

对韦伯分数进行 3(背景：单人情境、联合情境和信念情境) ×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析。结果显示, 背景的主效应显著($F(2, 93) = 4.45$, $p = .014$, $\eta_p^2 = .09$, $BF_{inclusion} = 1.85$)。事后比较结果显示, 信念情境下被试的韦伯分数边缘显著小于联合情境(均值差 = 0.015, 差异的 95% CI = [-0.001 0.032], SE =0.007, $t = 2.29$, $p = .062$, Cohen's $d = 0.45$), 而信念情境下被试的韦伯分数与单人情境没有显著差异(均值差 = 0.003, 差异的 95% CI = [–0.013 0.02], $SE = 0.007$, $t = 0.51$, $p = .866$, Cohen's $d = 0.10$)。此外, 与实验一一致的是, 联合情境下被试的韦伯分数显著大于单人情境(均值差 = 0.019, 差异的 95% CI = [0.002 0.035], $SE = 0.007$, $t = 2.80$, $p = .017$, Cohen's $d = 0.55$)。然而, 先前试次类型的主效应 ($F(1, 93) < 0.01$, $p = .960$, $\eta_p^2 < 0.01$, $BF_{inclusion} = 0.12$) 和先前试次类型与背景的交互作用均不显著($F(2, 93) = 0.81$, $p = .448$, $\eta_p^2 = .02$, $BF_{inclusion} = 0.07$)。

4 实验三

实验一和实验二的结果综合发现, 联合情境和信念情境下被试的主观相等点相较于单人情境显著变化, 而在单人情境和信念情境下被试则表现出较高的时间知觉敏感性。实验三进一步设置非目标情境。在该情境中同伴在场依然能够表现出社会抑制效应, 但由于任务不同, 共同表征到的非时间任务信息对被试的时间估计影响较小。与实验二相同, 实验三仅要求被试完成长时距区间估计任务。

4.1 被试

为了与实验一长时距区间组的被试量一致, 实验三招募 32 名被试参加实验(平均年龄为 21.59 岁, *SD* = 1.93, 其中男性 4 名), 其他与实验一一致。

4.2 实验材料、程序和数据分析

实验仪器、程序和分析方法基本与实验一相同, 除了以下内容。为了保证实验间操纵的一致性, 实验三中被试将与假被试相邻完成学习阶段任务。具体而言, 与实验一联合情境相同, 被试先与一名假被试(性别与被试一致)同坐在一张长桌前, 相距大约 30cm 左右。我们分别给被试和假被试讲述指导语, 并要求两人各自使用一台电脑完成练习阶段任务。与实验一联合情境不同的是, 在学习阶段中, 假被试需要完成形状判断任务, 同时任务刺激由纯色实心圆替换成同色的正三角形或倒三角形, 而被试仍需完成时距判断任务。学习阶段结束后, 被试与假被试相邻而坐, 使用同一台电脑共同完成正式实验阶段任务。正式实验阶段共呈现三种图形刺激, 分别是实心圆、正三角或倒三角, 且颜色与学习阶段一致。在该阶段中, 被试需要判断长时距区间的实心圆持续时间(与实验一一致, 持续时间为 1000 ms ~ 1600ms, 步长为 100 ms, 共 7 水平), 而工作人员则需要判断正三角或倒三角的形状, 且刺激呈现时间与实验一中短时距区间的持续时间一致(持续时间为 400 ms ~ 1000 ms, 步长为 100 ms, 共 7 水平)。实验过程中将保证被试清楚地意识到同伴的任务要求, 即判断刺激非时间信息。与实验二一致, 我们联合实验一长时距区间组的被试数据进行跨实验间分析。

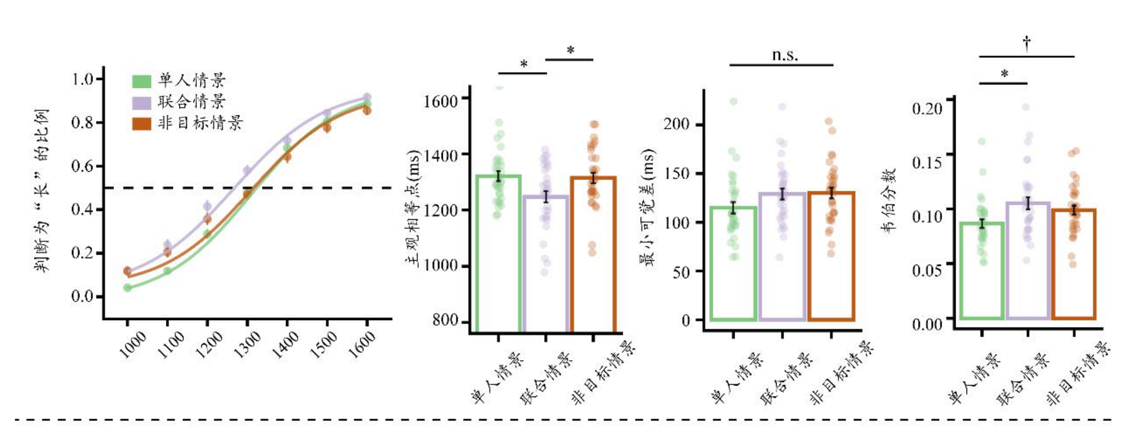
4.3. 结果

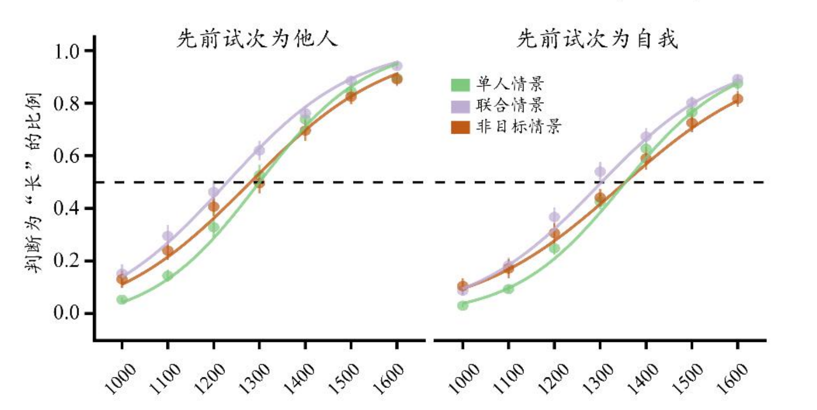
4.3.1 群组水平分析

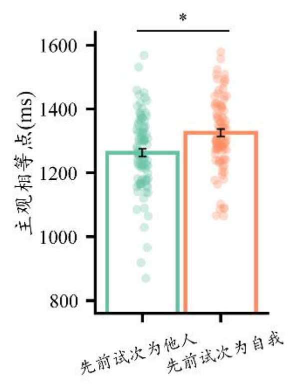
主观相等点

对主观相等点进行 3(背景：单人情境、联合情境和非目标情境)单因素方差分析。结果

显示, 背景的主效应显著 ($F(2, 93) = 4.56$, $p = .013$, $\eta_p^2 = 0.09$, $BF_{inclusion} = 3.47$)。事后比较结果显示,非目标情境下被试的主观相等点显著高于联合情境(均值差 = 70.10 ms, 差异的 95% CI = [6.30 133.91], SE =26.78 ms, $t = 2.62$, $p = .028$, Cohen's $d = 0.65$), 而非目标情境下被试的主观相等点与单人情境没有显著差异(均值差 = .15 ms, 差异的 95% CI = [63.96 63.65], SE = 26.78 ms, $t = 0.01$, $p = 1.000$, Cohen's $d < 0.01$)。此外,与实验一一致的是,联合情境下被试的主观相等点显著低于单人情境(均值差 = 69.95 ms, 差异的 95% CI = [6.15 133.76], SE =26.79







ms, $t = 2.61$, $p = .028$, Cohen's $d = 0.65$)。

图 5 实验三中不同背景下的群组水平分析和试次水平分析结果

最小可觉差

对最小可觉差进行 3(背景：单人情境、联合情境和非目标情境) 单因素方差分析。结果显示, 背景的主效应显著 ($F(2, 93) = 3.33$, $p = .040$, $\eta_p^2 = 0.07$, $BF_{inclusion} = 1.33$)。事后比较结果显示, 非目标情境下被试的最小可觉差边缘显著高于单人情境(均值差 = 20.44 ms, 差异

的 95% CI = [1.09 41.96], *SE* = 9.04 ms, *t* = 2.26, *p* = .066, Cohen's *d* = 0.57), 而非目标情境下被试的最小可觉差与联合情境没有显著差异(均值差 = 0.48 ms, 差异的 95% CI = [–22.01 21.04], *SE* = 9.04 ms, *t* = .05, *p* = 0.998, Cohen's *d* = 0.01)。此外, 与实验一一致的是, 联合情境下被试的最小可觉差边缘显著高于单人情境(均值差 = 19.95 ms, 差异的 95% CI = [1.57 41.48], *SE* =9.04 ms, *t* = 2.21 *p* = .075, Cohen's *d* = 0.55)。

韦伯分数

对韦伯分数进行 3(背景：单人情境、联合情境和非目标情境)单因素方差分析。结果显示, 背景的主效应显著 ($F(2, 93) = 6.19$, $p = .003$, $\eta_p^2 = .12$, $BF_{inclusion} = 12.26$)。事后比较结果显示,非目标情境下被试的韦伯分数显著高于单人情境(均值差 = 0.016, 差异的 95% CI = [0.0002 0.032], *SE* =0.007, *t* = 2.41, *p* = .046, Cohen's *d* =0.60), 而非目标情境下被试的韦伯分数与联合情境没有显著差异(均值差 = .007, 差异的 95% CI = [–0.009 0.023], *SE* = 0.007, *t* = 1.01, *p* = .573, Cohen's *d* = 0.25)。此外, 与实验一一致的是, 联合情境下被试的韦伯分数显著高于单人情境(均值差 = 0.023, 差异的 95% CI = [0.007 0.039], *SE* =0.007 ms, *t* = 3.42, *p* = .003, Cohen's *d* = 0.86)。

4.3.2 试次水平分析

主观相等点

对主观相等点进行 3 (背景：单人情境、联合情境和非目标情境)×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析。结果显示, 背景的主效应显著($F(2, 93) = 4.60$, $p = .012$, $\eta_p^2 = .09$, $BF_{inclusion} = 3.12$)。事后比较结果显示, 非目标情境下被试的主观相等点显著高于联合情境(均值差 = 67.46 ms, 差异的 95% CI = [1.64 133.27], *SE* =26.99 ms, *t* = 2.50, *p* = .037, Cohen's *d* = 0.60), 而非目标情境下被试的主观相等点与单人情境没有显著差异(均值差 = 6.40 ms, 差异的 95% CI = [–59.41 72.22], *SE* = 26.99 ms, *t* = 0.24, *p* = .969, Cohen's *d* = 0.06)。此外, 与实验一一致的是, 联合情境下被试的主观相等点显著低于单人情境(均值差 = 73.86 ms, 差异的 95% CI = [8.05 139.67], *SE* = 26.99 ms, *t* = 2.74, *p* = .020, Cohen's *d* = 0.65)。先前试次类型的主效应显著($F(1, 93) = 79.31$, $p < .001$, $\eta_p^2 = 0.46$, $BF_{inclusion} = 1.15\times10^{11}$)。事后比较结果显示, 先前试次为自我时的主观相等点显著大于先前试次为无关(均值差 = 62.45 ms, 差异的 95% CI = [48.52 76.37], *SE* = 7.01 ms, *t* = 8.91, *p* < .001, Cohen's *d* = 0.55)。然而, 先前试次类型与背景的交互作用不显著($F(2, 93) = 0.24$, $p = .789$, $\eta_p^2 = 0.01$, $BF_{inclusion} = 0.37$)。

最小可觉差

对最小可觉差进行 3 (背景：单人情境、联合情境和非目标情境) ×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析。结果显示无显著主效应或交互作用(F < 2.20, p > .117, η_p^2 < 0.05, $BF_{inclusion}$ < 0.32)。

韦伯分数

对韦伯分数进行 3 (背景：单人情境、联合情境和非目标情境) ×2 (先前试次类型：自我、无关)重复测量方差分析。结果显示, 背景的主效应显著(F(2, 93) = 4.31, p = .016, η_p^2 = .09, $BF_{inclusion}$ = 1.46)。事后比较结果显示, 非目标情境下被试的韦伯分数边缘显著小于联合情境(均值差 = 0.019, 差异的 95% CI = [-0.003 0.028], SE =0.006, t = 1.92, p = .014, Cohen's d = 0.34), 而非目标情境下被试的韦伯分数与联合情境没有显著差异(均值差 = 0.003, 差异的 95% CI = [–0.013 0.02], SE = 0.007, t = 0.51, p = .866, Cohen's d = 0.10)。此外, 与实验一一致的是, 联合情境下被试的韦伯分数显著大于单人情境(均值差 = 0.019, 差异的 95% CI = [0.003 0.034], SE = 0.006, t = 2.89, p = .013, Cohen's d = 0.51)。然而, 先前试次类型的主效应(F(1, 93) = 0.07, p = .800, η_p^2 < 0.01, $BF_{inclusion}$ = 0.16) 和先前试次类型与背景的交互作用均不显著(F(2, 93) = 0.68, p = .509, η_p^2 = .01, $BF_{inclusion}$ = 0.06)。

5 讨论

相较于以往研究大多从个体水平上探究时间知觉偏差来源, 本研究首次结合时间二分任务和联合行动任务范式, 从现象层面上探究了联合行动情境下的个体时间知觉偏差, 拓展了时间知觉的研究情境; 并在此基础上进一步厘清共同表征和社会抑制这两种潜在机制在其中的作用。实验一比较了个体在单人情境和联合情境下完成时间二分任务时的时间知觉加工差异。群组水平分析和试次水平分析结果都发现, 仅在长时距区间条件下, 联合情境下的主观相等点显著低于单人情境, 同时联合情境下个体的最小可觉差和韦伯分数都显著低于单人情境。而在短时距区间条件下, 个体在联合情境下只表现出较小的最小可觉差和韦伯分数。另一方面序列依赖分析结果发现在联合和单人情境中, 个体时间知觉都受到了先前无关试次的影响, 表现出更小的主观相等点和最小可觉差。和我们的研究假设一致, 实验一中, 联合场景个体受到同伴影响, 表现出显著的时间估计中心化偏差。实验二和实验三进一步通过设置信念情境和非目标情境来操纵共同表征和社会抑制的强度, 系统探究共同表征和社会抑制是否是联合行动情境影响个体时间估计的关键机制。实验二结果发现, 当通过信念激发共同表征时, 个体表现出与联合场景相当的主观相等点, 并显著低于单人情境。同时通过同伴不在

场削弱社会抑制强度时, 个体表现出与单人情境相当的最小可觉差和韦伯分数, 并显著低于联合情境。与之相反, 实验三中, 当通过操纵同伴的任务目标为非时间估计任务来削弱共同表征的影响时, 个体表现出与单人场景相当的主观相等点, 并显著高于联合情境。同时通过操纵同伴在场激发社会抑制时, 个体表现出与联合情境相当的最小可觉差和韦伯分数, 并显著高于单人情境。结合三个实验结果, 表明联合行动情境中个体时间知觉会受到同伴影响, 并基于不同机制表现出不同影响。首先个体通过共同表征机制表征了同伴任务信息并作为先验信息, 表现出主观时间估计偏向于同伴时距区间。其次, 同伴在场激发了社会抑制, 竞争了个体有限的注意资源, 表现出时间知觉敏感性下降。

和以往经典联合行动任务范式(例如联合西蒙任务、联合整体编码任务)类似, 本研究发现联合情境下, 即使没有共享目标, 同伴的任务信息也会作为先验信息被个体表征, 从而影响自身的时间知觉任务表现。以往个体水平的时间知觉研究表明历史先验信息对时间知觉的影响主要表现为中心化和序列依赖效应。当拓展到联合情境时, 首先和单人场景类似 (Jazayeri & Shadlen, 2010), 本研究发现中心化偏差效应的不对称性, 表现为只在长时距条件下出现中心化偏差。但实验 1 发现显著不同于单人情境的中心化偏差效应, 且该偏差效应总是偏向于同伴任务区间。根据贝叶斯时间知觉模型, 先验时间信息(即先前任务中形成的内在时间记忆表征)与当前累积的感觉时间信息 (即新接受到的信息)之间的整合作为后验分布决定了时间估计(Jazayeri & Shadlen, 2010)。相较于单人情境, 联合情境中个体接收的先验信息分布混合了自我任务信息和同伴任务信息, 从而使得时间估计结果会偏向于同伴任务方向。在非时间知觉联合任务中, Zheng 和 Wang (2023a)的研究也发现相较于单人情境, 联合情境下个体的整体编码结果也会偏向于同伴任务信息的中心化偏差效应。更重要的是, 该研究通过操纵被试间的群际关系验证了共同表征机制导致联合情境下中心化偏离效应因果机制(宋晓蕾, 2023)。与之相似, 本研究实验 3 通过设置非目标场景削弱共同表征强度, 验证了联合时间知觉中心化偏差效应对应的共同表征机制。另一方面, 与个体水平的序列依赖效应类似, 本研究三个实验都发现了显著的序列依赖效应, 表现出偏差效应大小和相邻试次间的时距差异量的对应关系, 即相邻试次间的时距差异量较大时(例如先前试次为无关时, 平均时距差异量为 600ms), 个体对当前试次的时间估计主观相等点也越偏向先前试次。更关键的是, 该序列依赖效应在三个实验场景中无显著差异, 表明序列依赖效应本身不受联合场景的影响。结合联合情境下中心化偏差和序列依赖效应结果, 本研究发现了联合行动情境对两种偏差效应的分离机制。在试次水平上, 无论先前试次是否属于同伴反应, 个体都表现出相当的偏离效应。但在将试次信息储存到长时记忆形成试次间的先验信息分布时, 同伴任务试次可能由

于共同表征机制赋予的较高社会显著性, 导致了与非同伴任务试次的分离, 从而影响了最后的信息分布, 表现出中心化偏差效应。

本实验 1 和 2 通过操纵同伴是否在场, 探究了他人在场是否诱发社会抑制, 从而竞争个体有限注意资源来影响时间估计任务表现。和假设一致, 相较于同伴不在场条件 (实验一单人情境和实验二信念情境), 同伴在场条件 (实验一联合情境和实验二非目标情境)下个体表现出知觉敏感性显著下降, 表明他人在场诱发的社会抑制系统性地降低时间知觉敏感性。个体水平的时间知觉研究发现, 由于个体的注意资源有限, 当同时完成时间性任务和非时间性任务时, 非时间知觉任务会竞争注意资源, 导致个体地时间知觉敏感性显著降低, 且下降幅度与非时间性任务难度紧密相关(Brown, 1985)。与之相似, 他人在场时会竞争有限的注意资源, 使得个体更难以投入注意资源到自身时间知觉任务之中, 从而表现出下降的时间知觉敏感性(Mnif et al., 2022)。但时间知觉敏感性变化的另一种可能解释为, 根据时间贝叶斯理论, 同伴任务的时间信息被整合到先验信息时, 作为无关信息可能除了造成主观相等点偏移, 还干扰了被试的反应标准, 从而影响了知觉敏感性。如在实验 1 的心理物理结果中(图 2), 相对于单人情境, 联合情境中除了显著的主观相等点偏移, 越接近同伴任务区间, 被试判断受到的影响越大, 从而表现出较低的知觉敏感性。实验 3 的心理物理结果曲线也表现出类似的趋势并表现出较低的知觉敏感性, 但由于实验 3 中同伴任务维度与时间无关, 这种反应趋势并没有导致主观相等点的偏移。但该基于贝叶斯整合理论的解释很难应用于实验 2 的结果。在实验 2 中, 心理物理曲线结果表明和单人情境相比, 他人不在场但具有同伴信念时, 被试同样整合了同伴任务时间信息, 表现为主观相等点的显著偏移。但并没有表现出如实验 1, 3 的反应偏移, 也没有表现出知觉敏感性的差异。因此, 我们更倾向于认为他人在场通过竞争注意资源, 改变了联合情境中个体的时间知觉敏感性, 而非由于基于整合同伴的时间任务信息。

本研究结果为社会场景中的时间知觉心理机制提供了实证证据, 拓展了时间知觉的研究情境。然而本研究仍存在一定局限性：首先, 参照以往联合行动范式,本研究采用不同颜色作为行动者区分线索, 并进行了被试间平衡处理。但由于前人研究指出刺激颜色是影响时间知觉的因素之一(Lin, 2003), 因此未来研究可能需要采用非颜色的行动者线索区分。其次, 在实验二和实验三中, 由于我们选取了假被试来充当同伴完成联合情境任务, 这可能导致与实验一间存在生态效度和真实联合行动的差异。未来研究可能需要尽量采用真实联合行动情境来减少以上额外因素的影响。除此之外, 未来研究有必要结合前沿的人际间神经科学测量手段进一步挖掘联合行动情境中的个体时间知觉心理机制对应的神经基础。

6 参考文献

Acerbi, L., Wolpert, D. M., & Vijayakumar, S. (2012). Internal representations of temporal statistics and feedback calibrate motor-sensory interval timing. *PLoS Computational Biology*, *8*(11), e1002771. https://doi.org/10.1371/journal.pcbi.1002771

Atmaca, S., Sebanz, N., & Knoblich, G. (2011). The joint flanker effect: Sharing tasks with real and imagined co-actors. *Experimental Brain Research*, *3*(4), 15.

Brown, S. W. (1985). Time perception and attention: the effects of prospective versus retrospective paradigms and task demands on perceived duration. *Perception and Psychophysics*, 38(2), 115-124. https://doi.org/10.3758/bf03198848

Burra, N., & Kerzel, D. (2021). Meeting another's gaze shortens subjective time by capturing attention. *Cognition*, *212*, 104734. https://doi.org/10.1016/j.cognition.2021.104734

Chambon, M., Droit-Volet, S., & Niedenthal, P. M. (2008). The effect of embodying the elderly on time perception. *Journal of Experimental Social Psychology*, *44*(3), 672-678. https://doi.org/10.1016/j.jesp.2007.04.014

Chen, S., Wang, T. H., & Bao, Y. (2023). Serial dependence in timing at the perceptual level being modulated by working memory. Psych Journal, 13. https://doi.org/10.1002/pchj.653

Vesper, C., Schmitz, L., & Knoblich, G. (2017). Modulating action duration to establish nonconventional communication. *Journal of Experimental Psychology: General*, 146(12), 1722-1737. https://doi.org/10.1037/xge0000379

Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A.-G., & Buchner, A. (2007). G*Power 3: a flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, *39*(2), 175-191. https://doi.org/10.3758/bf03193146

GUO Renhao, WANG Ting, ZHANG Jijia. (2020). The influence of multilingualism and multiculturalism on individual and social switching: Evidence from the Xibe. *Acta Psychologica Sinica*, 52(9), 1071-1086.

[郭人豪, 王婷, 张积家. (2020). 多元语言文化对个体情境下与社会情境下认知转换功能的差异性影响——来自锡伯族的证据. *心理学报*, 52(9), 1071-1086.]

Hudson, M., Nicholson, T., Ellis, R., & Bach, P. (2016). I see what you say: Prior knowledge of other's goals automatically biases the perception of their actions. *Cognition*, *146*, 245-250. https://doi.org/10.1016/j.cognition.2015.09.021

Huguet, P., Galvaing, M. P., Monteil, J. M., & Dumas, F. (1999). Social presence effects in the Stroop task: further evidence for an attentional view of social facilitation. *Journal of Personality and Social Psychology*, *77*(5), 1011-1025. https://doi.org/10.1037/0022-3514.77.5.1011

Iacoboni, M., Molnar-Szakacs, I., Gallese, V., Buccino, G., Mazziotta, J. C., & Rizzolatti, G. (2005). Grasping the intentions of others with one's own mirror neuron system. *PLoS Biology*, *3*(3), e79. https://doi.org/10.1371/journal.pbio.0030079

Ishikawa, K., & Okubo, M. (2016). Overestimation of the Subjective Experience of Time in Social Anxiety: Effects of Facial Expression, Gaze Direction, and Time Course. *Frontiers in Psychology*, *7*, 611. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00611

Mnif, M., Chikh, S., & Jarraya, M. (2022). Effect of Social Context on Cognitive and Motor Behavior: A Systematic Review. Journal of Motor Behavior. https://doi.org/10.1080/00222895.2022.2060928

Milanese, N., Iani, C., & Rubichi, S. (2010). Shared learning shapes human performance: Transfer effects in task sharing. *Cognition*, 116(1), 15-22. https://doi.org/10.1016/j.cognition.2010.03.010

JASP Team (2022). JASP (Version 0.16.3)[Computer software].

Jazayeri, M., & Shadlen, M. N. (2010). Temporal context calibrates interval timing. *Nature Neuroscience*, *13*(8), 1020-1026. https://doi.org/10.1038/nn.2590

Kourtis, D., Knoblich, G., Wozniak, M., & Sebanz, N. (2014). Attention allocation and task representation during joint action planning. *Journal of Cognitive Neuroscience*, *26*(10), 2275-2286. https://doi.org/10.1162/jocn_a_00634

李宝林, & 黄希庭. (2019). 时距知觉适应后效的研究进展. 生理学报(1), 10.

Li, B. L., Chen, Y. G., Xiao, L. J., Liu, P. D., & Huang, X. T. (2017). Duration adaptation modulates EEG correlates of subsequent temporal encoding. *Neuroimage*, 147, 143-151. https://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2016.12.015

Lin, C.-C. (2003). Effects of illumination, viewing distance, and lighting color on perception time. *Perceptual and Motor Skills*, *96*(3 Pt 1), 817-826. https://doi.org/10.2466/pms.96.3.817-826

Nather, F. C., Bueno, J. L. O., & Bigand, E. (2013). Body movement implied by static images modulates eye movements and subjective time estimation. *Psychology & Neuroscience*, *6*(3), 261-270. https://doi.org/10.3922/j.psns.2013.3.04

Oliva, M., Niehorster, D. C., Jarodzka, H., & Holmqvist, K. (2017). Influence of Coactors on saccadic and manual responses. Iperception, 8(1). https://doi.org/10.1177/2041669517692814, 2041669517692814

Sadibolova, R., & Terhune, D. B. (2022). The temporal context in bayesian models of interval timing: Recent advances and future directions. *Behavioral Neuroscience*. https://doi.org/10.1037/bne0000513

Schirmer, A., Meck, W. H., & Penney, T. B. (2016). The Socio-Temporal Brain: Connecting People in Time. *Trends in Cognitive Science*, *20*(10), 760-772. https://doi.org/10.1016/j.tics.2016.08.002

Sebanz, N., Bekkering, H., & Knoblich, G. (2006). Joint action: bodies and minds moving together. *Trends in Cognitive Science*, *10*(2), 70-76. https://doi.org/10.1016/j.tics.2005.12.009

Sebanz, N., & Knoblich, G. (2021). Progress in joint-action research. *Current Directions in Psychological Science*, 30(2), 138-143.

Sebanz, N., Knoblich, G., & Prinz, W. (2003). Representing others' actions: just like one's own? *Cognition*, *88*(3), B11-B21. https://doi.org/10.1016/s0010-0277(03)00043-x

Shi, Z., Church, R. M., & Meck, W. H. (2013). Bayesian optimization of time perception. Trends in Cognive Science, 17(11), 556-564. https://doi.org/10.1016/j.tics.2013.09.009

SONG Xiaolei, JIA Xiaoqian, ZHAO Yuan, GUO Jingjing. (2020). The underlying mechanism of emotions on co-representation in joint actions. Acta Psychologica Sinica, 52(3), 269-282.

[宋晓蕾, 贾筱倩, 赵媛, 郭晶晶. (2020). 情绪对联合行动中共同表征能力的影响机制. 心理学报, 52(3), 269-282.]

SONG Xiaolei, DONG Meimei. (2023). A multidimensional representation model of interpersonal collaboration: From the perspective of cognitive representation. *Advances in Psychological Science*, 31(7), 1288-1302.

[宋晓蕾, 董梅梅. (2023). 人际协同的多重表征模型——基于认知表征的视角. *心理科学进展* , 31(7), 1288-1302.]

Treutwein, B., & Strasburger, H. (1999). Fitting the psychometric function. *Perception and Psychophysics*, *61*(1), 87-106. https://doi.org/10.3758/bf03211951

Tsai, C. C., Kuo, W. J., Hung, D. L., & Tzeng, O. J. L. (2008). Action Co-representation is Tuned to Other Humans. *Journal of Cognitive Neuroscience*, *20*(11), 2015-2024. https://doi.org/10.1162/jocn.2008.20144

Vroomen, J., & Keetels, M. (2010). Perception of intersensory synchrony: a tutorial review. *Attention Perception & Psychophys*, *72*(4), 871-884. https://doi.org/10.3758/APP.72.4.871

XU Sheng; SONG Xiaolei. (2016). Joint Simon effect: Current research, influencing factors and theories. Advances in Psychological Science, 24(3), 367-378.

[徐胜;宋晓蕾. (2016). 联合 Simon 效应：现状、影响因素与理论解释. 心理科学进展 , 24(3), 367-378.]

Yao, Z., Zhang, L., & Zhang, K. (2015). Development and Influencing Factors of the Scalar Timing Model. *Advances in Psychological Science*, *23*(5). https://doi.org/10.3724/sp.J.1042.2015.00784

[姚竹曦;张亮;张侃. (2015). 标量计时模型的影响因素及发展. *心理科学进展* , 23(5), 784-792.]

Zang, X., Zinchenko, A., Wu, J., Zhu, X., Fang, F., & Shi, Z. (2022). Contextual cueing in co-active visual search: Joint action allows acquisition of task-irrelevant context. *Attention Perception & Psychophys*, *84*(4), 1114-1129. https://doi.org/10.3758/s13414-022-02470-x

ZHANG Huan, HOU Shuang, WANG Haiman, LIAN Yuxuan, YANG Haibo. (2020). Socially shared retrieval-induced forgetting in a naturalistic collaborative retrieval situation. *Acta Psychologica Sinica*, 52(6), 716-729.

[张环, 侯双, 王海曼, 廉宇煊, 杨海波. (2020). 他人在场条件下的社会分享型提取诱发遗忘. *心理学报*, 52(6), 716-729.]

Zheng, Z., & Wang, J. (2023a). Co-actors represent each other's task regularity through social statistical learning. *Cognition*, *235*. https://doi.org/10.1016/j.cognition.2023.105411

Zheng, Z., & Wang, J. (2023b). Interpersonal prior information informs ensemble coding through the co-representation process. *Psychonomic Bulletin & Review*. Advance online publication. https://doi.org/10.3758/s13423-023-02390-3

The effect of joint action contexts on time perception

While previous studies have primarily focused on exploring the sources of time perception bias at an individual level, limited research has been conducted on understanding the mechanisms behind time perception bias in social contexts. To fill this gap, the present study combined a joint action paradigm with a time perception paradigm to investigate time perception in social contexts and further examine the mechanisms of co-representation and/or social facilitation in joint temporal perception through three experiments.

In general, the study utilized a between-subject 2 x 2 experimental design, with the factors of context (individual vs. joint) and duration distribution (short intervals vs. long intervals). The stimulus durations were either 400 ms or 1000 ms for the short interval group, and 1000 ms or 1600 ms for the long interval group. The different intervals were filled with either yellow or green circles. Participants first completed a learning task alone and then were randomly assigned to either an individual or joint context and completed a practice task. In the joint condition, two participants not knowing each other practiced in different temporal intervals and completed the experiment together. In the individual condition, one participant sat alone on the left or right side of the screen and completed the experiment. During the learning phase, participants were familiarized with the short- and long-interval stimuli. During the practice phase, orange solid circles of different durations (ranging from 400 ms to 1000 ms, in steps of 100 ms) or green solid circles (ranging from 1000 ms ~ 1600 ms, in steps of 100 ms) were randomly presented on the screen. Participants judged whether the duration of the stimulus was "short" or "long" according to the criteria formed during the learning phase.

In Experiment 1, we discovered that individuals' subjective equivalence points were significantly altered, and their sensitivity to time perception was notably reduced in joint situations compared to individual situations. In Experiment 2, we stimulated co-representation by manipulating beliefs, and the absence of peers weakened the strength of social inhibition. The results indicated that individuals exhibited similar shifts in subjective equivalence points as observed in joint situations, but there was no significant change in temporal perceptual sensitivity. In Experiment 3, the effect of co-representation was attenuated by manipulating the peer's task goal to be a non-temporal estimation task, while the presence of peers elicited social inhibition.

The findings demonstrated a significant decrease in individuals' time-perception sensitivity compared to the individual situation, but no significant shift in subjective equivalence points.

In summary, the present study suggests that individuals in joint action contexts represent their peers' task information through the mechanism of co-representation, which introduces bias in time estimation. Additionally, the presence of others competes for attentional resources, leading to a reduction in individuals' sensitivity to time perception in joint action contexts.

Keywords: time perception; joint action; co-representation; social facilitation